اختبار منحنى J للتجارة الخارجية في الجزائر دراسة قياسية من 1980 إلى 2015

د/ سي محمد كمال *

المركز الجامعي عين تموشنت- الجزائر

Abstract:

The goal of this study is to examine J curve that used to describe the short-run effects of currency depreciation on the trade balance through an ARDL Framework during the period 1980-12015.

Our result validates Marshall-Lerner condition and J-Curve effect for Algerian trade in long run. This result produces spurious J effect when oil exports may simply constitute the dominant income of the Algerian economy implying distortions in most other sectors Moreover, the estimated long-run ARDL model rejects the validity of Marshall-Lerner condition for **Non-hydrocarbon** trade balance while price elasticity is very week 0.07. The depreciation of Algerian exchange rate is not expected to trade balance improvement.

Keywords: J-curve, Terms of trade, trade balance .

مقدمة

يعتبر الميزان التجاري المرآة العاكسة للاقتصاد فهو يكشف عن القدرة الإنتاجية والتنافسية للدول من خلال الصادرات و مدى التبعية أو الاستقلالية الاقتصادية من خلال الواردات. لكن الميزان التجاري لا يتأثر فقط بمناخ الأعمال بل بعوامل أخرى من أهمها سعر الصرف، فهذا الأخير يلعب دوار مهما في دفع تلك التنافسية أو تقليص الفاتورة من خلال ما يعرف بتخفيض العملة وفق ما يعرف بشرط مارشال- ليرنر Marshal-Lerner نسبة للباحثين الفرد مارشال (1842-1924) وابا ليرنر (1903-1982) الذين اكتشفا هذه النظرية بطريقة مستقلة.

* أستاذ محاضر بالمركز الجامعي عين تموشنت، الجزائر مايل: Simohammed_k@yahoo.fr

يذهب تحقق هذا الشرط إلى أن تخفيض العملة يحسن من أداء الميزان التجاري في حالة تجاوز مجموع مرونة كل من الصادرات و الواردات قيمة الواحد، حيث يأخذ هذا الأسلوب شكل منحنى J باللغة الفرنسية كونه يفترض أن الجزء النازل من الحرف اللاتيني يمثل التأثر السلبي للميزان التجاري المتمثل في انخفاض الكميات المصدرة، وزيادة المستوردات جراء تخفيض العملة في الأجل القصير، لكن سرعان ما يتحول الانخفاض إلى تصاعد في الحرف اللاتيني J في الأجل الطويل كاستجابة متزايدة للكميات مما يحسن الميزان التجاري.

اختبرت عديد من الدراسات في مختلف دول العالم مدى صحة منحنى J للتجارة الخارجية، وبدورنا سنقوم بنفس الاختبار على الميزان التجاري في الجزائر الذي يتميز عن غيره بتصديره للمحروقات بنسبة 97 % ومعدل استيراد متزايد على مدار العقود الأربعة، كما أن معدل الانفتاح التجاري يتجاوز المعدل المتوسط 50 %من 1980 إلى 2015 و هي الفترة المدروسة و هو من المعدلات التي تندرج في ما يعرف بالاقتصاد الصغير المفتوح على العالم و الذي يتميز بمدى هشاشته أمام الصدمات الخارجية.

من خلال تقدير اثر تخفيض العملة على الميزان التجاري سنستخدم نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة (ARDL) خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى 2015، ومن اجل اختبار علاقة التكامل المشترك بين العديد من المتغيرات التفسيرية و الميزان التجاري الكلي و الغير النفطي،ارتأينا أن نتطرق في هذا البحث بعد هذه المقدمة إلى واقع التجارة الخارجية وسعر صرف الدينار الجزائري ثم منهجية الدراسة، والتي تعنى بنموذج القياسي المستخدم للوصول إلى نتائج الدراسة في الجزء الثالث من البحث لنتناول في الأخير الخلاصة التي نورد فيها أهم نقاط المستخلصة من الدراسة .

I. واقع التجارة الخارجية و سعر الصرف في الجزائر

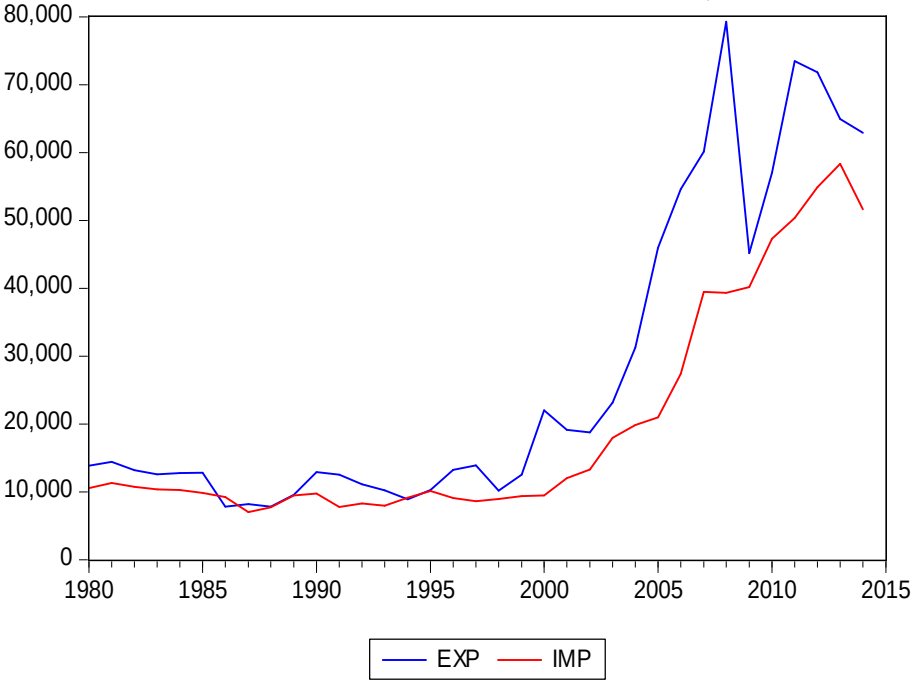
أولا: واقع التجارة الخارجية

كان الفضل في تطوير نموذج العلة الهولندية Dutch Disease لكل من W.Max Corden و J. Peter Neary في عام 1982، والذي جاء يفسر نظريا التجارة الخارجية في الدول ذات الموارد الطبيعية و التي تعتمد في صادراتها على تصدير هذا المورد بشكل كبير كما هو حال بالنسبة للدول المصدرة النفط كالدول العربية بما فيها الجزائر، ودول الخليج بشكل محدد و بعض الدول الإفريقية كنيجيريا، أو كدول أوروبية كالنرويج أو أسيوية كأذربيجان أو كالدول التي تعتمد صادرات من المعادن كالنحاس في الشيلي و غير ذلك من جغرافيا دول العالم التي تعتمد على الموارد الطبيعية سواء كان(نفط-غاز-كاكاو-شاي-نحاس-

ذهب....)، وسميت العلة الهولندية بهذا الاسم نسبة إلى دولة هولندا بعد ظهور حالة من الركود الاقتصادي في ستينات و سبعينات القرن العشرين و هذا اثر نضوب الغاز في هذه الدولة بعد ما كان طيلة نصف قرن من الزمن قبل هذه الفترة مصدر رخاء و ترف و تزايد الإنفاق الاستهلاكي في هولندا، وكان أول من تطرق لهذه النظرية هي مجلة الإيكونيميست عام 1977 بعد تقريرها التشخيصي للحالة المرضية التي أصابت هولندا حيث عرفت هذه الأخيرة تراجع حصة القطاع الخاص بنسبة 15% في عام 1974 ، ولم يحقق الناتج المحلي في هذه الدولة في هذه السنة أي نمو للناتج المحلي كما ارتفعت معدلات البطالة من 1.1 سنة 1970 إلى 5.1 % بعد أزمة النفط الأولى عام 1973 و عرف العجز التجاري مقدار 130 مليون دولار كمعدل سنوي للفترة الممتدة ما بين 1967-1971،[1]

عرفت الجزائر على مر عقود الأربعة الأخيرة ظهور طفرة النفط و الغاز كقطاع ريادي و كقطاع الثروة الجزائرية بجل ميادينها و لعل صادرات الجزائر من النفط في هذه المرحلة تتراوح ما بين 95% و 98%، ونلاحظ من الشكل رقم 1 أن الصادرات و الواردات عرفت ارتفاعا محسوسا من 10 و 13 مليار دولار لكل من الواردات و الصادرات على الترتيب إلى حدود 60 مليار دولار لكليها في السنوات الأخيرة، باستثناء السنتين الأخيرتين لقطاع الصادرات كونهما تعرف أزمة عالمية تتمثل في انخفاض النفط، و ترجع هذه القفزة في جهة الواردات لطبيعة هيكل الاقتصاد الذي يسيطر عليه النفط من جهة، ومن ثم هشاشة باقي القطاعات الاقتصادية التي تولد إنتاجا قد يغنينا عن فاتورة الواردات لمختلف السلع الاستهلاكية و التامة الصنع، و من جهة أخرى التحول الذي شهدته السياسة التجارية من مرحلة الاحتكار الكلى للتجارة الخارجية 1980-1989 إلى مرحلة التحرير التدريجي للتجارة الخارجية 1990-1993 ثم أخيرا مرحلة الانتقال إلى التحرير الكامل التجارة الخارجية ابتداء من 1994.

شكل رقم 1 : تطور الصادرات و الواردات الجزائرية بالمليون دولار



المصدر : اعتمادا على احصائيات الجمارك الجزائرية

ثانيا: تطور سعر صرف الدينار الجزائري

1. نظام سعر الصرف الثابت 1964-1987

ظلت الجزائر بعد الاستقلال تتعامل بالفرنك الفرنسي الذي و رثته من فرنسا و الذي كان محددا بـ 1 فرنك فرنسي = 180 ملغ من الذهب و هذا كله في إطار النظام النقدي لبروتن وودز الذي كان يقوم على أساس ربط عملات العالم بالذهب أو بالدولار و ما كانت الجزائر آنذاك لتنقص من سيادتها في ظل غياب عملة تعبر عن سيادتها من جهة و هذا ما توجب إنشاء عملة وطنية حيث خرج الدينار الجزائري إلى حيز الوجود سنة 1964 و الذي حافظ على نفس التكافؤ مع الذهب مقارنة بالفرنك الفرنسي بـ 180 غ من الذهب.[2]

بعد ظهور بوادر انتهاء نظام بروتن وودز تعززت قيمة الدينار الجزائري بالنسبة للفرنك الفرنسي و من ثم لم يتبع الدينار الجزائري الفرنك الفرنسي عند تخفيضه في هذه الفترة رغم أن الدينار كان مرتبطا بالفرنك الفرنسي،[3] حيث حافظت الدينار على تفوق قيمته مقابل الفرنك الفرنسي حيث بقي سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الفرنك الفرنسي (01= 1.15) أكثر

من عقد من الزمن من 1970 إلى1981. في منتصف السبعينات و بالضبط في سنة 1974 و بعد انهيار نظام بروتن وودز تبثث الجزائر عملتها على أساس 14 سلة عملة دولية على أسعار معاملات ترجيح مرتبطة بالواردات، [4] و من ثم تحديد قيمة الدينار الجزائري مرجعا إداريا كوسيلة مالية و نقدية لبلوغ أهداف التنمية و من ثم تحديد سعر الصرف كان في إطار غير واقعي بالنسبة للنظرية المحددة لأسعار الصرف. استمر سعر الدينار الجزائري على هذا الثبات والاستقرار خلال مدة تفوق 20 سنة و كنتيجة عن تحديد تكلفة الدينار إداريا و ليس اقتصاديا مع ظهور أزمة النفط في سنة 1986 إلى عمليات مراجعة واسعة لنظام سعر الصرف الدينار الجزائري.[5]

2- مرحلة تخفيض الدينار الجزائري 1987-1994

إذا كانت المرحلة الأولى من نظام سعر الصرف الثابت تميزت بمرحلتين أولها أنها ارتبط سعر الصرف الدينار بالفرنك الفرنسي منذ إنشاءه إلى غاية ظهور المرحلة الثانية و هي مرحلة الارتباط بسلة من العملات و في كلا المرحلتين كان تحديد سعر الصرف تحديدا إداريا أما المرحلة الثانية الممتدة ما بين 1987 – 1994 فهي أيضا شهدت مرحلتين و هما مرحلة الانزلاق التدريجي ثم مرحلة التخفيض الصريح للدينار الجزائري.

2-1- الانزلاق التدريجي

امتدت هذه المرحلة من 1987 إلى مارس 1991 حيث انخفض الدينار الجزائري في هذه الفترة من 4.95 إلى17.7 دج في مارس 1991 و بمعدل 103 % [12] كانخفاض على طول 3 سنوات من نهاية السنة 1987 إلى نهاية سنة 1990 و كانت هذه الانزلاقات على النحو التالي :[6]

- نهاية 1987: 1 دولار = 4.93 دج.
- سنة 1989: 1 دولار = 8.032 دج.
- نوفمبر 1990: 1 دولار = 12.11دج. تسريع عمليات الانزلاق تماشيا مع وتيرة تطبيق الإصلاحات.
- فيفري 1991: 1 دولار = 16.59 دج. استمرار الانزلاق الريع بهدف استقراره و إمكانية تحرير التجارة الخارجية.
- مارس 1991: 1 دولار = 17.76 دج.

2-2- التخفيض الصريح للدينار الجزائري في سنة 1994

إن الانزلاقات السابقة التي امتدت من 1987 إلى غاية 1994 هي إعلان صريح عن إطلاق مجلس النقد و الصرف على التحديد الإداري لسعر الصرف الدينار الجزائري و من ثم كان هناك ضرورة إلى تحقيق سعر صرف توازني من خلال تسلسل إجراءات التخفيض الدينار الجزائري بشكل تدرجي و رقابي و هذا تكاملا مع مجموعة الإصلاحات التي اتخذتها السلطات آنذاك و لكن سنة 1996 في سنة إبرام تعديل هيكلي للجزائر تحت وصاية صندوق النقد الدولي و البنك العالمي للإنشاء و القيم و أول مظاهر هذا الاتفاق هي تخفيض قيمة الدينار الجزائري بنسبة 40.17% في 10-04- 1991 و أصبح الدينار الجزائري في مستوى 36DZD=$1 على انه قبل هذا التاريخ اجري تعديل طفيف لم يتعدى نسبته10%.[7]

3- التعويم المدار لسعر الصرف في الجزائر

إن تخفيضات سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار من 4.9 سنة 1987 إلى36 دولار في 10 أفريل 1994 بمعدل انخفاض يتجاوز 600 % من قيمة في سنة 1987 كان نتيجة الارتفاع قيمة الدينار إبان نظام سعر الصرف الثابت مقابل الفرنك الفرنسي بعد إنشاء العملة الجزائرية سنة 1964 و إبان تثبيت سعر الصرف الدينار أمام سلة من العملات و هذا الارتفاع كان مرجعه إلى التحديد الإداري لسعر الصرف و ليس البعد الاقتصادي بالإضافة إلى أن سلسلة التخفيضات والانزلاقات كان ناجم عن توصيات المؤسسات الدولية من خلال تغيير سياسة التخفيضات نحو منهجية مبررة تكمن في انتهاج تقنية جلسات التسعير بالمزاد العلني في أكتوبر 1994 و إلى نهاية السنة الجارية في 1995 حيث يجتمع بمقر البنك الجزائر يوميا بعدما كان أسبوعيا في بداية هذه التقنية كل من ممثلو البنوك التجارية و البنك المركزي كعارض للعملة الصعبة و يتم من خلال هذه الجلسات تحديد سعر الصرف الدينار الجزائري أمام الدولار باعتباره عملة ارتكازية .

II. الدراسات الأدبية

حضي اختبار J باهتمام كبير من طرف الباحثين على مدى العقود الأربعة الأخيرة و كانت دراسة Magee (1973) من الأوائل التي اهتمت بمنحى J في الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام بيانات شهرية من 1969 إلى 1973 حيث لم تنبث و لم تنفي وجود مرونة تساوي الواحد لكن أشارت الدراسة إلى وجود أثار ايجابية لتخفيض الدولار.[8]

إذا كانت دراسة Magee (1973) خلت من أدبيات الأساليب القياسية فان Junz and Rhomberg (1973) كان أول من استخدم طريقة المربعات الصغرى التي

كانت حديثة آنذاك للبرهنة على وجود اثر لتخفيض سعر الصرف من اجل زيادة الصادرات الصناعية في أهم 15 دولة متقدمة.[9]

في المقابل جاءت دراسة Miles (1979) على النقيض من ذلك حيث تم رفض منحنى J باستخدام نموذج البيانات المقطعية المدمجة PLS باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة 1956 إلى 1972 في أكثر من 12 دولة متقدمة و نامية على السواء.[10] في نفس العقد من السبعينات كانت الدراسات تقتصر على نماذج تقليدية تنحصر في طريقة المربعات الصغرى و لكن في عقد الثمانيات شاع استخدام السلاسل الزمنية و اختبارات أكثر تقدما و كان Bahmani-Oskooee في 1989 من الأوائل الذين قاموا باختبار منحنى J بتلك المنهجيات الحديثة اعتمادا على متغيرات فصلية خلال الفترة 1973-1980 وفي كل من اليونان و الهند و كوريا و تايلاند حيث خلص إلى تبات وجود اختبار منحنى J في معظم الدول المدروسة.[11]

توسع نفس الباحث Bahmani-Oskooee مع Alse في 1994 باستخدام منهجية التكامل المشترك لأنجل قرانجر في 19 دولة متقدمة و 22 دولة نامية باستخدام بيانات فصلية خلال الفترة 1970 إلى 1991 ليتم قبول فرضية تحقق منحنى J في 6 دول من خلال وجود تكامل مشترك بين التجارة الخارجية و سعر الصرف الحقيقي.[12]

نفس الرفض لاختبار J توصل له Andrew K. Rose and Janet L. Yellen (1989) بنفس اختبار للسلاسل الزمنية في الولايات المتحدة الأمريكية مع اكبر 6 شركائها التجاريين.[13] في حين استخدم Mahdavi and Sohrabian (1993) اختبار سببية غرنجر في الولايات المتحدة الأمريكية و التي توصلا إلى تأخر تحقق منحنى J اعتمدنا على سعر الصرف الحقيقي في تعزيز تنافسية التجارة الخارجية في الولايات المتحدة الأمريكية.[14]

ثم استخدام نموذج المتجه الانحدار الذاتي var من طرف Gupta–Kapoor and Ramakrishnan (1999) في اليابان وباستخدام بيانات فصلية و توصلت الدراسة إلى تحقق منحنى J ما بين الميزان التجاري و سعر الصرف الاسمي.[15]

قام Bahmani-Oskooee , Arora, and Goswami (2003) باختبار منحنى J بين الهند و أهم شركائها التجاريين و خلص إلى وجود هذا المنحنى للهند مع ايطاليا و اليابان و ألمانيا و استراليا من خلال تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة (ARDL).[16]

فحصت دراسة Yousefi and Wirjanto سنة2003 منحنى J للدولار الأميركي على 3 موازين التجارة الدول المصدرة للنفط كون الأخير يسعر بالدولار الأمريكي واستنتجت نتائج الدراسة أن تقدير مجموع مرونة الطلب للصادرات و الواردات في الأجل

الطويل تتجاوز الواحد في كل من إيران و فنزويلا بينما هي اقل في السعودية.[17] كما خلصت دراسة Uz, I. (2010) إلى عدم مرونة الميزان التجاري في تركيا للأسعار وتفوق مرونة الدخل على مرونة الأسعار في نفس النموذج لأهم الشركاء التجاريين لتركيا.

اختبر Caporale et al, 2012 إمكانية تحقق منحنى J خلال الفترة الممتدة من 1996 إلى2011 باستخدام بيانات فصلية للاقتصاد الكيني عن طريق منهجية الذاكرة الطويلة لتتوصل الدراسة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف الحقيقي و ميزان المدفوعات ومن التأثير على الميزان التجاري دون استخدام أداة السياسة النقدية المتمثلة في سعر الفائدة.[18].

من منطقة جغرافية أخرى قام (Bahmani-Oskooee 2014) باختبار شرط لينر مارشال في 64 صادرات صناعية متدفقة ما بين سنغافورة و الولايات المتحدة الأمريكية حيث توصل أن منحنى J يتحقق في 48 صناعة في الأجل القصير ليتقلص العدد إلى 24 صناعة في الأجل الطويل.[19]

في مصر الشقيقة و اعتمادا على نفس المنهجية خلال الفترة 1974 إلى 2014 توصلت أمينة حلمي 2015 على أن المغالاة في سعر الجنية المصري يؤثر سلبا على الميزان التجاري الكلي و الغير البترولي في الأجلين القصير و الطويل بنسب ما بين 1 و 1.9 %.

تناولت في الأخير دراسة Panda and Reddy في سنة 2016 اثر تخفيض العملة للتجارة البينية بين الصين و الهند باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM و نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة (ARDL) خلال الفترة الممتدة ما بين 1978 و 2014 للتوصل النتائج إلى عدم تحقق منحنى J بين التجاريتين في الأجل القصير و الطويل .[20]

III. منهجية الدراسة

3-1- تعريف النموذج

نستخدم نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة (ARDL) المقترح من طرف Pesaran,et al. (1997, 2001)[21] في حالة تكون نتيجة المتوصل إليها عند اختبار جذر الوحدة تشير إلى تجانس استقرارية السلاسل الزمنية عند كل من المستوى (I(1)) و I(0) على أن لا تكون متغيرات الدراسة من الدرجة الثانية I(2) بمعنى أن السلاسل الزمنية للنموذج الدراسة يكون يحتوي على متغيرات مستقرة من الدرجة الصفر و الدرجة الأولى في حين أن لو حصلنا على متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى فهي هذه الحالة نلجأ إلى تطبيق التكامل المشترك. (Johanson Approch, (1988), Johansen-Juselius (1990), Engle and Granger (1987)).[22] إن نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة ARDL يأخذ بعين الاعتبار

الفارق الزمني لتباطؤ الفجوة lag حيث تتوزع المتغيرات التفسيرية على فترات زمنية يدمجها النموذج ARDL في عدد من المتباطئات الموزعة في حدود (معلمات) تتوافق و عدد المتغيرات التفسيرية حيث تستغرق العوامل الاقتصادية المفسرة قيد الدراسة مدة زمنية للتأثير على المتغير التابع متوزعة بين الأجل القصير و طويل الأجل.

المرحلة الثانية في تقدير النتائج هي تحديد عدد الفجوات الزمنية للنموذج باستخدام معيار اكيكا Akaika information criterion(AIC) أو بمعيار شوارتز Schwartz Bayesian criterion (SBC) أما المرحلة الموالية بعد كشف طول الفجوات بحث علاقة التكامل المشترك في الأجلين الطويل.

جودة نموذج ARDL تستوجب خلو الدراسة من الارتباط الذاتي و الذي قد يعجز معامل ديربن واتسون DW على كشفه مما يتطلب فحصه باستخدام اختبار مضاعف لاجرانج The Lagrange Multiplier (LM version) حيث أن عدم معنوية قيمة F المحسوبة في Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test ينجم عنها خلو ارتباط ذاتي .

يفيد أيضا استخدام هذا النموذج السلاسل الزمنية صغيرة الحجم كما وضحت ذلك عديد من الدراسات القياسية : (abd Pattichis ,1999; Mah 2000; Tang and Nair,2002; Halim et al 2008) بعد ذلك سنستخدم اختبار Wald test من أجل بحث التكامل المشترك و ذلك بمقارنة قيمة F المحسوبة مقابل قيمة F الحرجة (الجدولية), نرفض فرضية العدم H_0و نقبل فرضية البديلة H_1عند عدم حصول على معنوية قيمة F أي أن هذه الأخيرة هي اقل من قيمة F الحرجة حيث :

$$H_0: \delta_{11} = \delta_{21} = \delta_{31} = \delta_{41} = \delta_{51} \ldots\ldots\ldots(1)$$

$$H_1: \delta_{11} \neq \delta_{21} \neq \delta_{31} \neq \delta_{41} \neq \delta_{51} \ldots\ldots\ldots(2)$$

2-3- متغيرات الدراسة

تعنى فترة الدراسة المدى الزمني من 1980 إلى2015 باستخدام بيانات سنوية لاختبار منحنى J للميزان التجاري في الجزائر من خلال ما يعرف شرط التبادل التجاري المحسوب بقسمة أسعار الصادرات على أسعار الواردات(X/M) و لكن يبقى اختبار تخفيض العملة على الميزان التجاري غير معبر عن حقيقة منحنى J كون ان الميزان التجاري هو مشوه بسبب الصادرات النفطية ومن ثم سنقوم إعادة الاختبار مرة ثانية باستخدام أسعار الصادرات خارج المحروقات مقسوم على أسعار الواردات (XHH/M) و هو ما يعرف بالميزان التجاري الغير النفطي.

تتطلب أيضا دراستنا بحث معلمة المرونة السعرية و الدخلية و من ثم استخدمنا للبرهنة على ذلك كل من سعر الصرف الحقيقي و الدخل الإجمالي على الترتيب كما تم الاستعانة بوكالة الطاقة الدولية International Energy Agency لاستخراج سعر النفط البرنت و الذي يقترب تسعيره كثير من نفط الجزائري "صحاري بلند. في الأخير أضفنا متغير نقدي لكمية النقود M2 و الذي استخدمته مجمل الدراسات السابقة كمتغير تفسيري يعبر عن إنفاق الذي يطارد السلع و الخدمات داخل الاقتصاد و الذي يؤثر على في النهاية على الائتمان و الاستثمار و من ثم إمكانية خلق منتجات تنافسية توجه للقطاع الخارجي.

ثم الحصول على بيانات سعر الصرف الحقيقي من بنك التسويات الدولية Bank for International Settlements (BIS) أما العرض النقدي و كل من الناتج الإجمالي المحلي و متغيرات التجارة الخارجية فتم استخراجهم من الديوان الوطني للإحصاء.

في النهاية يأخذ نموذج هذه الدراسة الصيغة التالية :

Long-Run

$$Ln(X/M) = \beta_{01} + \alpha_{11} LNy_{t-1} + \alpha_{21} LNreer_{t-1} + \alpha_{31} LNoil_{t-1} + \alpha_{41} M2/GDP_{t-1} + +\mu_{1\ldots\ldots(1)}$$

$$Ln(XHH/M) = \beta_{01} + \alpha_{11} LNy_{t-1} + \alpha_{21} LNreer_{t-1} + \alpha_{31} LNoil_{t-1} + \alpha_{41} M2/GDP_{t-1} + +\mu_{1t} \quad (2)$$

Short-Run

$$Ln\left(\frac{X}{M}\right) = \beta_{01} + \delta_{11} LNy_{t-1} + \delta_{21} LNreer_{t-1} + \delta_{31} LNoil_{t-1} + \delta_{41} \frac{M2}{GDP_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} LNy_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{2i} LNreer_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{3i} LNoil_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{4i} \frac{M2}{GDP_{t-1}} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$Ln\left(\frac{XHH}{M}\right) = \beta_{01} + \delta_{11} LNy_{t-1} + \delta_{21} LNreer_{t-1} + \delta_{31} LNoil_{t-1} + \delta_{41} \frac{M2}{GDP_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} LNy_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{2i} LNreer_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{3i} LNoil_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_{4i} \frac{M2}{GDP_{t-1}} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

حيث أن :

LN(X/M) : اللوغاريتم في قيمة الصادرات على قيمة الواردات

LN(XHH/M) : اللوغاريتم قيم الصادرات خارج المحروقات على الواردات

LNY :اللوغاريتم الناتج الإجمالي المحلي

LNREER : اللوغاريتم سعر الصرف الحقيقي

LNOIL : اللوغاريتم سعر النفط

M2/GDP : العرض النقدي من الناتج المحلي الإجمالي

IV. نتائج الدراسة

للحصول على نتائج الدراسة سنقوم بالخطوات القياسية التالية :

- اختبارات جذر الوحدة
- اختبار التكامل المشترك
- اختبار تصحيح الخطأ ECM

4-1- اختبارات جذر الوحدة:

قبل تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة (ARDL) لابدّ من فحص جذر الوحدة سلاسل الزمنية للدراسة باستخدام كل من اختبار اختبار ديكي فيلر الموسع:The Augmented Dickey-Fulller[23] و اختبار فيليب بيرون:-The Philips Perron المقترح سنة 1988 .[24]

يتضح من خلال الجدول رقم 1 أن المتغيرات التجارة الخارجية مستقرة عند المستوى I(0)، أما المتغيرات الثلاث الأخرى لكل من سعر الصرف الحقيقي وأسعار النفط بالإضافة إلى العرض النقدي فهي مستقرة بعد أخذ الفروق الأولى I(1) عند مستوى معنوية 5٪في كلا الاختبارين ،الأمر الذي لا يسمح بإجراء اختبار التكامل المشترك لعدم تكامل البيانات من نفس الدرجة و يستوجب إجراء التكامل المشترك وفق نموذج ARDL.

الجدول1: اختبارات جذر الوحدة

المتغيرات	عند المستوى		عند الفروق الاولى	
	ADF	PP	ADF	PP
Ln(X/M)	-3.63*** 0.00	-3.65*** 0.00	-6.52*** 0.00	-14.84*** 0.00
Ln(XH/M)	-3.75*** 0.00	-3.67*** 0.00	-6.68*** 0.00	-16.2*** 0.00
LnOIL	-2.17 0.48	-1.06 0.71	-5.45*** 0.00	-5.51*** 0.00
lnY	0.54 0.98	0.28 0.97	-5.33*** 0.63	-5.45*** 0.00

LnREER	-1.38 0.57	-1.007 0.74	-4.83*** 0.00	-4.83*** 0.00
LnM	-1.25 0.64	-1.45 0.45	-4.11*** 0.00	-4.01*** 0.00

ملاحظة : *،**،*** تشير إلى المعنوية عند مستويات 10٪ و 5٪ و 1٪ على الترتيب.

2-4- اختبار التكامل المشترك

من اجل التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل في نموذج الدراسة نفحص اختبار F و ذلك بمقارنة قيمة F المحسوبة مقابل قيمة F الحرجة (الجدولية) لأقصى و ادنى حد ARDL Bounds Test و هذا بعدما قمنا بتحديد عدد الفجوات الزمنية للنموذج باستخدام معيار اكيكا Akaika information criterion(AIC) . أفرزت لنا نتائج الدراسة أن F الإحصائية في النموذج الأول 11.02 والثاني 6.68 و هما معنوية عند 5% و 1% اكبر من القيمة الحرجة العليا و من ثم رفض فرضية العدم H_0 و قبول الفرضية البديلة H_1 المتمثلة في وجود علاقة تكامل مشترك طويل الأجل بين متغيرات الدراسة .

LN(X/M) = 0.1893*LNY + 1.4921*LNRE + 0.7066*LOIL -0.0652* M2- 8.2256…..(5)

LN (XHH/M) = 0.0110*LNY + 0.0714*LNRE + 0.1303*LOIL -0.0030*M2 - 0.3918 …..(6)

تشير معلمات المفسرة للمتغيرات المفسرة لشرط الميزان التجاري في الأجل القصير والطويل إلى معنوية و إحصائية المتغيرات المستخدمة. توضح المعادلة رقم 5 تحقق شرط مارشال لينر في الأجل الطويل حيث أن المرونة السعرية تجاوزت الواحد و قدرها نموذج الدراسة عند 1.49 و من ثم فان تخفيض العملة ساهم في تحسين مستوى شرط التبادل التجاري و لكن يمكن تفسير هذه المرونة بالمرونة الزائفة كون أن تخفيض العملة زامنه بالصدفة ارتفاع في الصادرات أكثر من الواردات الجزائرية خلال فترة الدراسة باعتبار أن الصادرات الجزائرية مقومة بالدولار و لا تأثير عليها بالدينار المحلي كما أن تخفيض الدينار الجزائري لم يعمل على كبح الواردات (معدل تغير 195%) بل ساهم في رفعها بأقل نسبة من ارتفاع الصادرات (240%) كون آن السلع المحلية غير قابلة لاستبدال المستوردات إلا في حدود ضئيلة مما يجعل من خيار اللجوء للمنتج الخارجي أمرا لا مفر منه لتلبية حاجات الداخل بالإضافة إلى وجود عوامل أخرى تجعل من المنتج الأجنبي أكثر تفضيلا كالذوق والجودة و الثقافة التفاخرية اتجاه المنتج الأجنبي ناهيك عن السعر و الشكل و كل هذا يذهب إلى فصل تغيرات أسعار الصرف عن مناخ الأعمال و التجارة.

في المعادلة (6) يختفي اثر اختبار منحنى J للميزان التجاري خارج المحروقات في الأجل الطويل و الذي يعكس بدقة دور العملة المحلية في التأثير عن الصادرات الغير النفطية وأسعار الواردات حيث أن المرونة السعرية هي 0.07 و هي ضعيفة جدا و غير مرنة مما تعكس عن عدم تحسن الميزان التجاري جراء تخفيض الدينار الجزائري.

بالنسبة لمرونة الدخل فيتضح أن المرونة في كلتا المعادلتين غير مرنة و أن كان هناك مقدار اكبر في الميزان التجاري الكلي مقارنة بالميزان التجاري الغير النفطي و يمكن تفسير هذه المرونة الغير النسبية على كون أن الاقتصاد المحلي لا يعتمد على مدخلات خارجية لخلق منتجات سواء للداخل أو الخارج (الصادرات) بالرغم من أن نسبة الانفتاح التجاري كبيرة. يظهر في المعادلتين السابقتين أهمية سعر النفط في تفسير الميزان التجاري الكلي و الغير النفطي في الأجل الطويل عند مستوى معنوية 5% حيث انه في المعادلة الأولى يفسر تغير أكثر من0.7 % عن كل تغير 1% في تحسين شرط التبادل التجاري حتى وأن ظهرت المرونة لأسعار النفط غير نسبية في المعادلة الأولى حيث ان ارتفاع 10 % النفط نجم عنه ارتفاع 1.3 % في تحسين الميزان التجاري و هذا ما يدعم دور سعر النفط في تحقيق التوازن للنموذجين و دوره الخاص في التأثير على الميزان التجاري.

المرونة النقدية تكاد تكون معدومة في المعادلين مع وجود إشارة سالبة تعبر عن دور سلبي للعرض النقدي في تحسين شرط التبادل التجاري و أن زيادة العرض لم تحسن من شروط الائتمان الموجه للاستثمارات التي تعمل على تحفيز الصادرات و التقليل من الواردات بل تقريبا كان العرض النقدي سيوجه لصالح الاستيراد على التصدير و هو ما يفسر تعادل شرط التبادل التجاري مع العرض النقدي.

توضح المعادلتين 7 و 8 أدناه التكامل المشترك في الأجل القصير. فبالنسبة لمعامل سعر النفط جاء يتوافق مع النظرية كون أن ارتفاع سعر النفط يؤدي إلى تحسين الميزان التجاري الكلي حيث أن كل ارتفاع بنسبة 1% في سعر برميل النفط يصاحبه علاقة ايجابية في الأجل القصير بمقدار ارتفاع 7 .0% في الميزان التجاري.

جاء مرونة السعرية تتوافق و اختبار منحنى J في الأجل القصير حيث أن كل ارتفاع 1% سيتوجب انخفاض في شرط التبادل التجاري النفطي 0.45. و بالرغم أن الإشارة جاءت موافقة في المعادلة 8 لشرط منحنى J بالنسبة لاستجابة شرط التبادل التجاري لسعر الصرف إلا أنها جاءت بمرونة معدومة تقريبا و هذا ما يدل انفصال سعر الصرف مع مناخ التجارة في الميزان التجاري الغير النفطي و حيادية تخفيض سعر الصرف في التأثير الميزان التجاري الغير النفطي في الأجل القصير.

أظهرت النتائج أيضا وجود علاقة قصيرة الأجل بين المرونة النقدية و شرط التبادل التجاري وهذا بالرغم من ضعف المرونة في الميزانين التجاريين مما يعكس مرة أخرى الدور النقدي في تحفيز الائتمان و الاستثمار و الطلب على السبع الداخلية و المحلية (انفصال الدورة الحقيقية مع المتغير النقدي)

$$Ln\left(\frac{X}{M}\right) = -6.18 + 0.51LNy_{t-1} - 0.45LNreer_{t-1} + 0.71LNoil_{t-1} + 0.01M2/GDP_{t-1} + 0.35LNy_{t-1} - .35LNreer_{t-1} + 0.31LNoil_{t-1} + 0.02M2/GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

R-squared =0.97, Durbin-Watson stat= 2.44, F-statistic16.43 (0.000)

$$Ln\left(\frac{XHH}{M}\right) = -0.27 + 0.02LNy_{t-1} - 0.02LNreer_{t-1} + 0.03LNoil_{t-1} - 0.00\ \frac{M2}{GDP_{t-1}} + 0.002LNy_{t-1} - 0.02LNreer_{t-1} + 0.01LNoil_{t-1} + 0.01\frac{M2}{GDP_{t-1}} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

R-squared =0.95, Durbin-Watson stat= 2.31, F-statistic 8.30(0.001)

3-4- معامل تصحيح الخطأ ECM_{t-1}

تظهر إشارة معلمة تصحيح الخطأ سلبية و معنوية إحصائيا مما يقود للتأكيد على الاستنتاج فيما يخص علاقة التكامل المشترك كما يشير إلى أن سرعة التعديل من الأجل القصير للأجل الطويل تعدل بنسبة 71.2% لنموذج الميزان التجاري الغير النفطي و75% للميزان التجاري الكلي (السنوي). أما فيما يخص جودة التقدير فاختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test اظهر عدم معنوية هذا الاختبار 0.15 و0.35 للميزان التجاري الكلي و الغير النفطي على الترتيب ما يشير إلى خلو مشكلة الارتباط التسلسلي و نفس النتيجة تحصلنا في اختبار Ramsay RESET test و الذي يدل على صحة الشكل الذاتي المستخدم واستقراره (0.42) . في نفس الإطار بلغ معامل التحديد R^2 درجة تفسيرية قوية للنموذجين أكثر من(0.95) و F الإحصائية للنموذج 0.005 وهي تدل على معنوية و جودة التقدير المستخدم.

الخاتمة

حاولنا في هذه الدراسة اختبار اثر تخفيض العملة على الميزان التجاري الكلي و الميزان التجاري الغير النفطي خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى 2015 باستخدام نموذج ARDL و توصلت الدراسة إلى انه بالرغم من تحقق منحنى J و من ثم شرط مارشال-لينر للميزان التجاري الكلي إلى أن هذا التأثير لتخفيض الدينار كان تأثيرا وهميا راجع لكون الصادرات مهيمنة من طرف قطاع المحروقات في حين أن الواردات ليست مرنة لكون انه لا يوجد سلع بديلة للمستوردات الا في حدود ضعيفة و هذا راجع لتخلف القطاعات الاقتصادية في ظل ما يعرف بالعلة الهولندية و عليه يستوجب النهوض بالقطاعات الراكدة لتحقيق قيمة مضافة تساهم في تعزيز النمو ومقاومة تدفق السلع الأجنبية.

الهوامش

[1] كمال سي محمد رفيقة صباغ المالية الدولية و الأزمات المالية دار حامد ، الأردن الطبعة الأولى 2015

[2] محمد راتول الدينار الجزائري بين نظرية أسلوب المرونات وإعادة تقويم.مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا العدد الرابع جوان 2006

[3] محمود حميدات "مدخل للتحليل النقدي". ديوان المطبوعات الجزائرية 1993

[4] Kamel SI MOHAMMED, (2015), Exchange Rate Pass- Through in Algeria "Mediterranean Journal of Social Sciences", Vol 8, No 1S1 (2015)

[5] بلعزوز بن علي،محاضرات في النظريات والسياسات النقدية، ديوان المطبوعات الجامعية.الطبعة الاولى2002

[6] محمود حميدات ،مرجع سابق ص 158 .

[7] بلعزوز بن علي ،مرجع سابق، ص 218

[8] Magee, S. P. (1973) Currency contracts, pass through and devaluation, Brooking Papers on Economic Activity, 1, 303–25.

[9] Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973) Price-competitiveness in export trade among industrial countries, American Economic Review, 63(2), 412–18.

[10] Miles, M. A. (1979) The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results, Journal of Political Economy, 87(3), 600–20

[11] Bahmani-Oskooee, M. (1989) Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs: errata, The Review of Economics and Statistics, 71, 553–4.

[12] Bahmani-Oskooee, M. and Alse, J. (1994) Short-run versus longrun effects of devaluation: error correction modeling and cointegration, Eastern Economic Journal, 20(4), 453–64

[13] Rose, A. K. and Yellen, J. L. (1989) Is there a J-curve?, Journal of Monetary Economics, 24 53–68.

[14] Mahdavi, S. and Sohrabian, A. (1993) The exchange value of the dollar and the US trade balance: an empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests, Quarterly Review of Economics and Finance, 33(4), 343–58.

[15] Gupta-Kapoor, A. and Ramakrishnan, U. (1999) Is there a J-curve? A new estimation for Japan, International Economic Journal, 13, 71–9.

[16] Arora, S., Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. G. (2003) Bilateral J-curve between India and her trading partners, Applied Economics, 35, 1037–41.

[17] Ayoub Yousefi , Tony S. Wirjanto(2003), Exchange rate of the US dollar and the J curve:the case of oil exporting countries, Energy Economics 25 (2003) 741–765

[18] Caporale, G., Gil-Alana, L., and Mudida, R. 2012. Testing the Marshll-Lerner Condition in Kenya, working paper No.12- 22, Brunel University London, Economic and Finance working paper series.

[19] Mohsen Bahmani-Oskooee and Mohsen Bahmani-Oskooee (2014), u.s.-singapore commodity trade and the j-curve, Asian Economic and Financial Review, 2014, 4(10): 1473-1484

[20] Bibekananda Panda* and D Rama Krishna Redd; (2016), Dynamics of India-China Trade Relations: Testing for the Validity of Marshall-Lerner Condition and J-Curve Hypothesis, IUP Journal of Applied Economics

[21] - Pesaran, H., Shin, Y., and Smith, R. (2001). Boundstesting approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16, 289−326.

- Pesaran, M.H. (1997). "The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run." The Economic Journal 107: 198–191

[22] - Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, pp. 231–54

- Johansen, S., and Juselius, K., 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration– with Applications to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, No. 2, pp. 169–210

[23] - Dickey, D.A. and Fuller, W.A., (1979). Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of American Statistical Association, Vol 74, No. 366a, 427-431.

- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1981. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Econometrica 49, 1057--72.

[24] Phillips PCB, Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrica75: 335-346.